

官员视察的环境治理效应研究： 压力与能力的双重机制检验¹

毛晖² 周红星³ 黄送钦⁴

摘 要 为把脉地方经济和了解政策执行情况,赴基层企业走访视察已成为官员履行行政职能、参与经济决策的一种常态。那么,官员视察是否对企业环境治理行为产生影响呢?利用2016年第12次中国私营企业调查数据(CPES),本文实证分析了官员视察对民营企业环境治理的影响效应和作用机理。研究发现,官员视察对企业环境治理具有显著的促进作用,提高了民营企业环境治理投资水平,在使用一系列稳健性检验后,上述结论依然稳健。此外,作用机制研究发现,官员视察通过增强企业的环境规制压力和治理能力双重路径影响了企业环境治理行为,主要表现为增强企业环境规制压力感强度、提高正规融资便利性和获取市场发展机会。进一步分析发现,地区市场化程度越低、企业融资约束程度越大、企业面临的环境盈亏压力越小,官员视察对企业环境治理的促进作用会越强。本文的研究不仅丰富了政治关系和企业环境治理的相关研究,而且还阐述了官员视察影响企业环境治理的微观机理,这对政府制定环境规制政策、激励企业环境治理具有重要的启示意义。

关键词 官员视察;环境治理;官员变更;优惠政策

0 引言

改革开放40多年以来,中国经济在取得举世瞩目的成就的同时,经济发展

1 作者感谢国家社会科学基金重大项目“政府职能转变的制度红利研究”(18ZDA113);教育部人文社会科学研究规划基金“区域环境规制的绿色增长效应研究——基于环境全要素生产率的视角”(19YJAZH062);中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金资助“环境规制、地方政府竞争与中小企业环境治理”(202110403)的资助;感谢安徽大学商学院周松、陈蕾两位同学的科研助理工作。

2 毛晖,中南财经政法大学财政税务学院教授,E-mail:maohhh@126.com。

3 周红星,中南财经政法大学财政税务学院博士研究生,E-mail:hxzhou0429@163.com。

4 黄送钦(通讯作者),安徽大学商学院讲师,E-mail:hsqtsinghua@163.com。

与环境污染之间的矛盾却日益突出,对经济社会的健康发展造成巨大的负面影响。为着力解决资源环境约束突出问题、实现中国经济的可持续健康发展,以习近平同志为核心的党中央提出“2030年前实现碳达峰、2060年前实现碳中和”这个重大战略目标。而且,十四五规划纲要提出,要制定2030年前碳达峰的行动计划,加快经济发展方式的绿色转型,协同推进生态环境保护与经济高质量发展。具体到中国目前的环境政策,在中国现有的行政体制下,环境政策的制定和执行遵循自上而下的路径,地方政府主要负责环境政策的执行(Deng et al., 2012; 沈洪涛和周艳坤, 2017),地方政府在环境治理中将扮演着越来越重要的角色(黄寿峰, 2017)。

在环境治理方面,官员尤其是地方主政官员通常都是地方环境政策的制定者与具体执行者(王红建等, 2017),在分析政府环境治理行为时就要从具体的官员层面入手(韩超等, 2016)。而且,为了治理严峻的环境问题,环境保护逐渐被纳入官员政绩考核体系之中(黎文靖和郑曼妮, 2016),不断提升环境指标在干部考核机制中的重要性(郑石明, 2016)。诚然,在倡导经济社会绿色发展过程中,作为经济发展最为重要的微观单元,企业环境治理必然会受到地方官员行为的影响。值得注意的是,近些年来,越来越多的学者逐渐关注“官员视察”这一独特的官员行为(罗党论和应千伟, 2012; 赵晶和孟维炬, 2016)。在中国制度环境下,官员政治诉求及其行为特征已成为影响企业环境行为的一个重要因素,官员视察对企业环保行为能产生多维度的影响。一方面,在环保政绩考核下,官员视察通过权威性和威慑力增强企业所面临的环保压力,且合理利用视察信息,精准寻找环境治理的工作重点和突破口(赵晶和孟维炬, 2016)。另一方面,官员视察所赋予的“政治联系”不仅能降低企业战略决策的政治风险(罗党论和应千伟, 2012),而且还可提高企业合法性,以获取利益相关者的支持和认可(Schuler et al., 2017),从而激励企业环境治理。可见,理论上来讲,作为一种具有政策导向性行为,官员视察对企业环境治理具有压力效应和激励效应,以促进企业环境治理的投资,但从已有文献来看,鲜有学者考察官员视察对企业环境行为的影响,还有待于经验证据的考证。

此外,现有关企业环境治理方面的研究,缺乏对企业资源禀赋状况的关注和重视。一般来讲,大型企业的资源禀赋较好,拥有充裕的资金资源来同时开展日常运营生产和环境治理,但对民营企业来讲,由于先天的合法性不足,资源禀赋状况较差,同时还面临融资难、税费负担重等方面的政策瓶颈,使得环境规制压力下企业环境治理的动力不足。有学者表明,对中小企业而言,资源贫瘠一直是其成长发展的“软肋”(李晓翔和刘春林, 2018),当企业环保压力过大,但是资源支持不足时,为自身生存发展的需要,企业可能会选择降低生产规模(崔广慧和姜英兵, 2019)。而且,环境治理投资通常具有成本高、风险大、周期

长的特点,由此产生的信息不对称问题将会导致企业面临融资困境(崔广慧和姜英兵,2019)。为此,本文将聚焦于民营企业这一群体的环境治理行为,考察官员视察对民营企业环境治理行为的影响,并从环境规制压力和环境治理能力两方面来考察其中的影响机理。

为此,从已有疑问出发,基于中国特殊的制度背景,聚焦于中国民营企业这个特殊的企业群体,利用2016年第12次中国私营企业调查数据(CPES),本文实证分析了官员视察对民营企业环境治理的影响。研究发现,官员视察对企业环境治理具有显著的促进作用,提高了民营企业环境治理投资水平。此外,作用机制研究发现,官员视察通过增强企业的环境规制压力和治理能力双重路径影响了企业环境治理表现,主要表现为增强企业环境规制压力感强度、提高正规融资便利性和获取市场发展机会。进一步分析发现,地区市场化程度越低、企业融资约束程度越大、企业面临的环境盈亏压力越小,官员视察对企业环境治理的促进作用会越强。

相对于已有研究而言,本文的创新之处体现在以下方面。

(1) 从现有文献来看,它们在关注中观地区层面的官员特征对微观企业环保行为的间接影响时,容易导致理论逻辑的断层,而且在考察官员个人利益函数时,现有文献往往会忽视官员个体能动性的作用,即个体的动态行为。就官员如何影响企业环境行为问题上,本文基于官员“视察”行为的研究在缓解了现有文献所造成的逻辑断层问题的同时,还丰富了官员异质性特征的经济效应研究,拓展了企业环境治理相关研究的视角和思路。

(2) 从当前有关环境规制对企业环保的影响研究来看,大部分研究未能重视企业异质性特征的潜在影响,不同的企业在面临环境规制时会呈现不同的表现,尤其是对民营企业的环境治理来讲。区别于已有研究,本文结合中国民营企业的生存发展现状,从环境规制压力和环境治理能力提升两个方面考察了官员视察影响民营企业环境治理的中介机制。

(3) 基于中国地区间制度环境和中小企业资源禀赋特征,本文还分析了地区市场化环境和民营企业异质性因素在官员视察和企业环境治理间关系中的调节效应,这些多层次的研究有助于准确把握和理解企业参与环境治理的背后逻辑,将为民营企业环境规制政策的制定提供重要的借鉴。

1 文献回顾、理论分析与研究假设

1.1 文献回顾

政治集权和经济分权的混合激励结构是支撑中国经济持续增长的内在机

制(李永友和沈坤荣,2008),提高了地方政府推动辖区经济增长的积极性,并形成了“GDP 晋升锦标赛”的地方发展模式(Li and Zhou,2005;周黎安,2007)。其中,地方官员作为地方政府的政策制定者和执行者,在中国经济和社会发展中扮演着非常重要的角色(刘玉海和赵鹏,2018),在地方环境治理方面也不例外(韩超等,2016)。从已有研究来看,现有文献主要分别从中观地区层面和微观企业层面两个维度对地方官员特征与环境治理的影响关系问题展开了研究。

一方面,在中观地区层面上,部分研究认为,官员年龄是影响地方环境治理的重要因素,官员年龄越大,越倾向于推行河长制政策(金刚和沈坤荣,2019),但也有学者却发现环境规制官员到任年龄与规制行为之间存在倒U型关系,但这种关系仅在东部地区明显(韩超等,2016)。还有一部分研究表明,官员的交流经历对地区环境治理效率有着重要影响(臧传琴和初帅,2016;张楠和卢洪友,2016;刘玉海和赵鹏,2018)。另一方面,在微观企业层面上,也有学者通过匹配官员特征和企业环境治理两个基础数据研究发现,企业环境治理具有随环保厅长变更年份而变化的政治周期性(胡珺等,2019)。而且,随着地方政府官员政绩考核逐渐注重地方“环境绩效”,企业环境投资越来越具有明显的官员任期的周期性规律(王红建等,2017)。为此,因环境政绩考核机制的存在,官员特征逐渐成为影响企业环境行为中不可忽视的因素之一。

从上述研究来看,当前已有不少有关官员特征对地区环境治理影响关系的研究,但地区的环境问题主要来自企业层面的污染问题,因此如何将官员个体特征深入到微观企业环境治理层面是未来研究设计中亟待解决的问题。当然,虽然近期也有文献逐渐考虑到这方面的问题(王红建等,2017;胡珺等,2019),但他们主要考察中观层面的官员特征对微观企业环境行为的影响,依然存在理论逻辑断层的不足。幸运的是,近些年来,不少学者逐渐关注官员视察这一独特的官员行为,这为后续研究如何将官员个体特征深入到微观企业的环境治理层面、避免逻辑关系断层问题提供了新的思路。

为了解政策实施的情况,官员经常需要到企业中进行视察,即官员视察(罗党论和应千伟,2012)。一般而言,官员视察具有相当的政策含义和经济意义,对微观企业往往会产生多方面的影响(Schuler et al.,2017)。有研究发现,由于官员视察所赋予的合法性,官员视察不仅对企业绩效有着积极的影响(罗党论和应千伟,2012),而且对推进企业联盟的形成、技术创新具有明显的促进作用(罗党论和李晓霞,2014;赵晶和孟维烜,2016),同时还有助于企业获取政府补贴(戴亦一等,2015)。为此,有学者认为,官员视察具有明显的“认证”效应,这类消息会被其他利益者(如竞争对手、供应商、银行和客户等)解读为企业具有更强的资源调动与风险抵抗能力(Schuler et al.,2017)。但也有研究发现,对企

业发展来讲,官员视察是一把“双刃剑”,官员视察在提高企业资源获取能力的同时,还会增加被访企业尤其是国有企业的无效率投资和期限错配程度(邱穆青和白云霞,2019)。

鉴于此,已有不少学者从资源获取角度开展了官员视察对企业行为的影响研究,如企业合作联盟的构建、政府补贴、技术创新和财务绩效等,但鲜有学者关注官员视察对企业环境治理的影响。从理论上讲,生态环境具有类似公共品的外部属性,使得具有逐利特征的微观企业往往缺乏足够参与环境治理的动机,使得企业环境行为有别于技术创新、财务绩效和获取政府补贴等行为。此外,正如已有文献所言,官员视察能提升企业的合法性,有助于企业为环境治理提供充足资源支撑,增强企业环境治理的能力;但同时,在环境政绩诉求下,官员视察也会带有独特的行政权威性和威慑力,对企业环境治理会产生一定的影响,而这是现有文献所忽视的官员视察的潜在影响。为此,官员视察是否对企业环境治理产生影响?倘若有影响,那么其中的作用机制是什么?这是本文亟待探索和解答的问题。

1.2 理论分析与研究假设

自秦汉起,政府就开始采取以“明察”“微服私访”等方式,来深入民间了解地方舆情,并以此作为政府决策的一种信息收集制度(刘毅,2007)。官员视察在中国历史上由来已久,而且一直到当今社会,这一官员视察现象也非常普遍。在企业层面,据2016年中国私营企业调查数据显示,有64%的企业存在官员视察的现象。视察作为官员与企业接触沟通的重要渠道之一,能为官员了解企业的基本情况、检查企业专项工作、视察企业特定行为创造机会,进而为政策出台或调整提供依据(赵晶和孟维烜,2016)。在财政分权和政治集权双重激励下,官员尤其是地方官员往往需要完成一定的政绩目标(周黎安,2007),其中官员通过合理利用视察信息,有助于科学决策、寻找工作的重点和突破口,以快速实现政绩(赵晶和孟维烜,2016)。

一般而言,官员视察具有相当的政策含义和经济意义(Schuler et al., 2017),对微观企业往往会产生多方面的影响。一方面,官员通过视察来了解政策落实情况,这种视察活动所形成的权威性和威慑力,会督促企业去完成和执行某项经济政策,从而将有助于政府政策目标的实现。另一方面,官员视察会提高对象企业的合法性,尤其是对中小民营企业来讲,从而有助于获取发展所需的资源。那么,具体到环境保护层面,官员视察是否能对企业环境治理产生影响影响机制是什么呢?这些将是本文主要回答的问题。随着环境保护被纳入地方官员晋升的考核体系之中,地方政府将日益重视环境污染和治理问题,

自然中小企业环境战略也会受到政府或官员政治诉求的影响。为此,结合官员视察的行动意图及其对企业战略所产生的潜在影响,本文认为官员视察可从三个方面的中介路径来对企业环境治理行为产生影响:

一是在环保政绩考核下,官员视察通过行政权威性增强企业所面临的环境规制压力感,迫使企业加大环境治理投入力度。随着官员考核机制的科学化,环境质量已被纳入官员政绩考核之中(潘越等,2017),地方官员对来自环境治理方面的政治诉求也在增加(孙伟增等,2014)。为获取晋升资本,地方官员出于环保政绩的激励而加大地方环境规制力度,以改善地方环境质量。比如,官员通过视察来了解地方环境政策的执行情况,有助于找到环境治理工作的重点和突破口,快速实现环保政绩。官员尤其是地方主政官员通常都是地方环境政策的制定者与具体执行者(王红建等,2017),在赴基层企业视察过程中,官员可能会专项视察和了解企业环境治理的情况,急切关注企业排污、治污等方面的基本概括,并将这类企业视为环境监督的标杆对象。为此,官员视察所形成的行政权威性会提高企业所面临的环境规制压力,进而迫使企业增加在环境治理方面的投入。

二是官员视察通过提升企业的组织合法性,增强企业的资源获取能力,而资源禀赋状况的改善,会激励企业增加环境治理方面的投入。处于转型经济期的中国,合法性不足一直是中小民营企业生存发展所面临的问题(卫武,2006),而官员视察则为缓解这种合法性问题提供了解决方案。一般而言,官员视察通常会被外界视为一种企业特殊信号(罗党论和李晓霞,2014),这是因为被官员视察的企业是基于官员当前的工作重点,并经过慎重考虑、甄别来确定的,会向外界传递有关企业获取政府重视、认可和重点支持等方面的积极信息(Schuler et al., 2017)。而且,外界投资者会将官员视察作为企业政治联系的积极信号(潘越等,2015),并以此来决定是否对企业加以投资或提供更多的资源支持(赵晶和孟维烜,2016)。显然,合法性提升带来资源禀赋的改善,会激励这类企业在环境治理方面的投资力度。

三是企业通过官员视察可直接获知地区政策或发展信息优势,以降低环境治理给企业正常经营带来的冲击,从而激励企业进行环境治理。传统的经济学理论认为,企业缺乏环保激励的原因在于环境治理会给企业带来额外的生产成本(Cole and Elliott, 2003),这使得企业产品或服务缺乏市场竞争力,限制了企业的盈利能力(Palmer et al., 1995)。换言之,如何获取新的发展机会或利润增长点,以降低环境治理对企业成本预算带来的冲击,也是环境政策设计的重要思路之一。在官员视察过程中,企业借机了解政府政策的未来方向、人事变动、为官理念等方面信息,增强应对不确定性的感知能力,提高企业捕捉机会的能

力。尤其是利用官员视察的机会,企业能够提前布局投资战略,抢占市场机会,寻找企业新的利润增长点,这将有助于缓解环境治理对企业日常经营的负面冲击,从而激励企业进行环境治理。

综上所述,官员视察对企业环境治理具有明显的双重效应,既提高了企业所面临的环境规制压力感,又提升了企业参与环境治理的能力。鉴于此,本文提出以下研究假设:官员视察与企业环境治理投资水平间呈正相关性,即官员视察促进了企业环境治理。

2 研究设计

2.1 样本选择与来源

本研究使用的数据为2016年第12次中国私营企业调查数据(CPES),本次调查数据使用了原国家工商行政管理总局信息中心提供的全民营企业名录作为抽样框,进行了严格的目录抽样。同时,在实际的调查过程中,本次调查依托各省(区、市)工商联和工商局力量,在全国范围内开展。中国社会科学院私营企业主群体研究中心负责日常管理的“中国私营企业调查”数据发布平台为该调查数据正式授权发布渠道。经过多年的努力和不断完善,中国民营企业调查数据在社会学、经济学、管理学、政治学界有着广泛的影响和高质量的产出(陈光金等,2018)。根据文章的研究问题及其所涉及的相关变量,经过数据清理,我们得到有效样本量8111个。为避免极端值所产生的影响,我们对连续性变量进行了上下1%的缩尾处理。

2.2 模型设计与变量定义

根据前文的研究假设,我们设计如下模型对其进行检验分析,如下:

$$Eninvest = \beta_0 + \beta_1 inspection + \sum \beta_{controlvariables} + \varepsilon \quad (1)$$

1) 因变量:企业环境治理投资(Eninvest)

关于企业环境治理投资的设计,本文借鉴胡珺等(2017)、赵阳等(2019)的方法,以治理污染费用占营业收入比例作为企业环境治理投资的替代变量,且考虑到诸多样本值为0,后续回归分析以tobit模型进行检验。此外,借鉴王红建等(2017)、胡珺等(2019)的方法,在稳健性检验中,文章还以污染治理投资的自然对数作为企业环境治理的替代变量加以检验,如 $\ln(\text{治理污染费用}+1)$ 。

2) 自变量:官员视察(inspection)

针对官员视察的度量方法,本文根据2016年民营企业调查问卷的题目为:

“以下哪种说法符合您企业近两年的情况?”,其中就有“当地政府领导曾经到本企业考察或者现场办公”题项,且有“符合、不符合和说不清”三个答案选项。以此来设计“官员视察(0-1)”哑变量,且考虑所涉及“说不清”这个选项比较抽象,在这里将直接剔除“说不清”样本值,生成官员视察变量,即 1 表示为“符合”选项,0 表示为“不符合”选项。

此外,在稳健性检验部分,为避免剔除“说不清”选项导致信息损失,在保留“说不清”选项前提下,本文还通过以下两个途径对官员视察变量进行了如下操作,并形成两个新变量:(1)将“符合”这类选项赋值官员视察 2 为 1,否则为 0(其中 0 主要包括“不符合”和“说不清”两种情况)。(2)形成一个李克特程度变量(0、1 和 2),即反映官员视察 3 符合企业实际情况的程度。其中,有关“说不清”选项处于“符合”与“不符合”两个状态之间,分别将符合、说不清、不符合三个选项赋值 2、1、0,即官员视察数值越大,“官员视察”这种说法越符合企业现实的情况。

3) 控制变量

此外,我们控制了其他一些可能会影响企业环境治理的因素,如企业资产规模、盈利能力、杠杆率、上市概况、企业年龄,以及企业家性别、学历和年龄等因素。同时,还考虑了地区经济发达程度、地区开放程度的影响。此外,在模型设计中,我们还控制了企业所在行业的哑变量、所在区域哑变量两方面的因素。具体变量设计请详见表 1。

表 1 变量定义表

变量	定义
环境治理投资	详情请见“研究设计”中“因变量”部分
官员视察(0-1)	请见“研究设计”中“自变量”部分
企业规模	营业收入的自然对数
盈利能力	净利润与企业营业收入比例(%)
杠杆率	负债总额与资产总额比例(%)
企业年龄	调查年份 2015 减去初始经营年份差额的自然对数
已上市、拟上市(0-1)	根据已上市、拟上市和未上市三个类别,设置已上市、拟上市两个哑变量。当企业为已上市(拟上市)时,赋值为 1,否则为 0
企业主性别(0-1)	根据性别设置哑变量,若为男性,设置为 1,否则为 0
企业主年龄	调查年份 2015 减去企业主出生年份所得年数的自然对数
企业主学历(0-1)	根据是否获取学士及以上学历来设置哑变量,若获取学士学历以上,则赋值为 1,否则为 0
地区人均 GDP	每个省份地区人均 GDP,以自然对数衡量

续表	
变量	定义
地区开放程度	每个省份地区 FDI 投资额与 GDP 间比例(%)衡量,按当年美元汇率折算
行业哑变量(0-1)	此次调查企业涉及“农林牧渔、采矿业、制造业、电力煤气水、建筑业、交通仓储、信息服务、批发零售、住宿餐饮、金融、房地产、租赁商业服务、修理居民服务、科教文卫和其他类型”15 个大类行业。根据调查问卷的 15 个行业,本文设置生存 14 个行业哑变量
地区哑变量(0-1)	有关中国东中西部经济区域的划分标准,本文借鉴《中国科技统计年鉴》分组方式,如:东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、山东、上海、浙江、江苏、福建、广东和海南等 11 个省级行政区;中部地区有山西、吉林、黑龙江、河南、安徽、江西、湖北、湖南 8 个省级行政区;西部地区包括重庆、四川、云南、贵州、广西、陕西、西藏、青海、甘肃、内蒙古、新疆、宁夏 12 个省级行政区。为此,根据东、中、西三个行政区划分标准,设置区域东部、中部两个哑变量;当企业位于东部或中部地区时,赋值为 1,否则为 0

数据来源:作者制作。

2.3 描述性统计

表 2 中 Panel A 主要报告了变量的描述性统计。在环境治理方面,2015 年中国私营企业的环境治理投入平均水平为 0.7628%,即企业在环境治理方面的所投资金占据营业收入的 0.7628%。但是,我们容易发现,不同企业在环境治理方面的投资力度存在较大差异,环境治理投资水平最大值为 26.3158%,而有的企业的环境治理投资额度为 0。此外,在官员视察方面,有超过六成的私营企业近两年内存在政府官员视察的现象,占整个样本企业数量的 64.5463%。表 2 中 Panel B 主要报告了单变量的均值比较分析。我们发现,官员视察样本企业的环境治理投资水平,明显高于未有官员视察样本企业的环境治理投资水平,且这种差异在 1%置信水平通过了显著性检验。

表 2 描述性统计

Panel A					
变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
环境治理	6377	0.7628	3.2107	0	26.3158
官员视察	6194	0.6455	0.4784	0	1
融资约束	5914	0.9244	1.7807	0	7.4390
“环境”型盈亏压力	7429	3.7222	1.1942	1	5
市场化进程	8111	7.4107	1.7629	2.53	9.78
企业规模	7358	5.8104	3.0427	0	12.2090
盈利能力	6590	12.2167	33.0705	-150	150

续表

Panel A					
变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
资产负债率	6198	25.6055	29.2618	0	110
企业年龄	7149	2.3489	0.8138	0	3.5553
已上市	8111	0.0200	0.1399	0	1
拟上市	8111	0.0785	0.2690	0	1
企业主性别	8067	0.7956	0.4033	0	1
企业主年龄	7974	3.7907	0.2202	3.2189	4.2047
企业主学历	7956	0.2824	0.4502	0	1
地区人均 GDP	8111	10.9154	0.3992	10.1722	11.5895
地区开放程度	8111	0.3986	0.3583	0.0568	1.6394
Panel B					
变量名称	官员视察(0)	均值-0	官员视察(1)	均值-1	均值差异
环境治理	1758	0.514	3303	0.913	-0.400***

注：***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

此外,在实证分析之前,本文还进行了变量间相关性分析。官员视察与企业环境治理显著正相关,这初步验证支持了研究假设的预期。此外,统计分析发现,绝大多数变量间的相关系数均较小,且经过膨胀因子分析发现,最大的膨胀因子仅为 3.77,且所有变量的膨胀因子均值为 1.61,远低于膨胀因子临界值 $VIF=10$,这表明本文设计模型中变量之间不存在较为严重的多重共线性问题。^①

3 实证分析

3.1 官员视察对企业环境治理的影响

表 3 主要报告了官员视察对企业环境治理影响的实证分析结果。在仅控制了企业行业属性及其所在地区等因素时,官员视察与企业环境治理间呈正相关,并且在 1%置信水平上通过显著性检验,如表 3 列(1)所示。随后,在列(1)模型基础上,本文在引入了企业一些重要财务特征因素后,官员视察与企业环境治理间呈正相关,且依然在 1%置信水平上通过显著性检验,如表 3 列(2)所示。此外,本文在依次引入了企业主个人特征因素、地区经济发展水平和对外开放程度等因素后,官员视察对企业环境治理的正向影响依然稳健。为此,研究假设得到经验证据的支持,这表明官员视察促进了企业环境治理投资,即相对于未有官员视察的企业,有官员视察的企业其环境治理的投资力度更大。

^① 囿于篇幅,部分结果未具体报告,有兴趣请联系作者。

表 3 官员视察对企业环境治理的影响

变量名称	(1) 环境治理 tobit	(2) 环境治理 tobit	(3) 环境治理 tobit	(4) 环境治理 tobit
官员视察	2.750 *** (9.366)	1.960 *** (5.720)	1.921 *** (5.528)	1.900 *** (5.474)
企业规模		0.111 (1.528)	0.089 (1.165)	0.101 (1.321)
盈利能力		0.014 (1.519)	0.015 * (1.654)	0.015 * (1.655)
资产负债率		0.014 *** (2.923)	0.014 *** (2.737)	0.014 *** (2.727)
企业年龄		1.035 *** (4.150)	0.881 *** (3.026)	0.875 *** (3.010)
已上市		-0.187 (-0.412)	-0.236 (-0.483)	-0.275 (-0.553)
拟上市		1.118 *** (2.697)	1.130 *** (2.631)	1.104 ** (2.577)
企业主性别			0.039 (0.101)	0.018 (0.045)
企业主年龄			0.815 (0.993)	0.932 (1.134)
企业主学历			0.072 (0.253)	0.158 (0.552)
地区人均 GDP				-0.837 (-1.231)
对外开放程度				-0.645 (-1.210)
_cons	-4.560 *** (-9.820)	-7.674 *** (-9.532)	-10.335 *** (-3.598)	-1.896 (-0.242)
地区哑变量	YES	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES	YES
sigma_cons	6.219 *** (20.825)	6.134 *** (18.551)	6.113 *** (18.185)	6.107 *** (18.211)
N	5061	3873	3747	3747
Log likelihood	-6852.8877	-5379.994	-5177.3551	-5174.2684
F(d.f.)	16.23 (175044)	12.39 (233850)	10.61 (263721)	10.03 (283719)
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.0386	0.0447	0.0450	0.0456

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内为T值；采用稳健标准误进行回归。以下各表同。

在控制变量方面,盈利能力越强、财务杠杆率越高的企业,其环境治理投资力度越大。而且,企业年龄与其环境治理投资力度显著正相关,这表明年龄越大,企业的环境治理强度越大。此外,企业拟上市的因素对其环境治理投资力度具有显著的正向影响,而已上市因素却对企业环境治理并无显著性影响,之所以会产生这种差异性影响,其可能的原因在于:拟上市意味着企业尚未完全具备上市的资格,此时加大环境治理的投资力度可能是企业在具备上市资格前的一种策略型投资,以降低企业所面临的环境治污风险。

3.2 稳健性检验

3.2.1 变量替换和控制

其一,替换自变量“官员视察”的度量方式,其他变量不变。其中,有关“官员视察”两种新的度量方法的具体详情,请见前文变量设计部分。研究发现,如表 4 列(1)~(2)所示,官员视察与企业环境治理投资水平间呈正相关性,并在 1%置信水平上通过显著性,上文所得结论依然稳健。

表 4 稳健性检验

变量名称	(1) 环境治理 (与收入比例) tobit	(2) 环境治理 (与收入比例) tobit	(3) 环境治理 (自然对数) tobit	(4) 环境治理 (自然对数) tobit	(5) 环境治理 (自然对数) tobit	(6) 环境治理 (与收入比例) tobit
官员视察 2	1.660*** (5.236)			0.783*** (6.285)		
官员视察 3		0.967*** (5.494)			0.453*** (6.490)	
官员视察			0.918*** (6.498)			1.780*** (5.183)
政企关系						1.172*** (3.993)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区哑变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	2.064 (0.270)	1.224 (0.160)	-2.192 (-0.679)	-0.017 (-0.005)	-0.390 (-0.128)	-1.493 (-0.190)
sigma_cons	6.414*** (19.692)	6.410*** (19.686)	2.751*** (52.590)	2.756*** (54.728)	2.754*** (54.706)	6.090*** (18.286)
N	4270	4270	3747	4270	4270	3747
Log likelihood	-5743.0649	-5741.379	-4219.5521	-4629.6385	-4627.8809	-5166.638

续表

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	环境治理 (与收入比例)	环境治理 (与收入比例)	环境治理 (自然对数)	环境治理 (自然对数)	环境治理 (自然对数)	环境治理 (与收入比例)
	tobit	tobit	tobit	tobit	tobit	tobit
$F(d.f.)$	11.85 (284242)	11.84 (284242)	51.47 (283719)	58.82 (284242)	58.75 (284242)	9.78 (293718)
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R^2	0.0467	0.0470	0.1463	0.1506	0.1509	0.0470

其二,因变量企业环境治理投资水平的替换,以自然对数的方法来衡量企业环境治理变量,如 $\ln(\text{环境治理投入}+1)$,其他变量不变。为此,如表 4 中列(3)至(5)所示,通过回归分析发现,本文所设计的三个自变量——官员视察对企业环境治理投资水平均产生显著的正向影响,这进一步验证了本文所得结论的稳健性。

其三,控制“政企关系”因素的影响^①。为了剥离官员视察在影响企业环境行为中的“政企关系”因素的影响,在这里作者还在原模型中控制了“政企关系”因素,其他变量不变。政企关系是以企业家从政背景(即曾经或现在为人大代表或政协委员)为依据来设计企业政企关系哑变量,其中存在政企关系的则赋值为 1,否则为 0。如表 4 列(6)所示,在控制了政企关系因素的影响后发现,官员视察与企业环境治理间关系为显著正相关,即相对于未有官员视察的企业,有官员视察的企业的环境治理投资水平较高,这与文章所得结论一致。

3.2.2 内生性问题

前文分析认为,官员视察促进了企业在环境治理方面的投资力度,但从理论上来讲,相对于企业投资层面的问题,官员视察并不是一个完全外生的事件(罗党论和应千伟,2012)。对处于经济转型期的中国而言,政府产业政策的布局、走访视察企业现象的形成是有律可循的。具体到本文研究主题,环境治理投资水平越高的企业,往往可能是经济实力雄厚、认真履行环保责任的企业,而且这类企业在积极布局环境战略、遵循和响应政府环境治理方针政策,亦或者环境绩效较好,由此这类企业就可能为地方政府或官员所关注和重视,往往得到官员的视察青睐。为此,在一定程度上表明,官员视察和企业环境治理之间可能存在双向影响的因果关系,以及调查问卷设计带来的遗漏变量等,仍然可能产生内生性问题。如果不重视官员视察这一处理变量的内生性问题,则会导致回归分析结果产生内生性偏误,将影响统计结果的稳健性和可靠性。

为此,为剔除内生性问题的影响,本文以“第三方协助沟通”为工具变量,分别

^① 作者感谢审稿专家所提出的建设性意见,即控制“政企关系”因素的影响。

采用工具变量法(IVtobit 模型)、Heckman 检验以解决可能存在的内生性问题。

1) 方法一:工具变量法

在该部分中,本文将重点采用工具变量法来解决上述模型设计可能存在的内生性问题。为了解决这个问题,本文采用的工具变量是“第三方协助沟通”,对应的 2016 年民营企业调查问卷的题目为:“您对统战部、工商联提供的下列服务是否满意?”,其中有子题器“帮助企业增加与政府有关方面的沟通”,回答选项包括“非常满意、满意、一般、不满意和非常不满意”五个具有层次性的选项。本文根据李克特层次设计方法,对五种满意程度分别赋值为“非常满意 1、满意 2、一般 3、不满意 4 和非常不满意 5”,即“第三方协助沟通”数值越大,表示的满意程度越低。理论上讲,视察活动需要有政府工作的正式安排和组织部备案,其间要将预定的视察对象、形式、内容和目的与被视察企业进行协调(赵晶和孟维煊,2016)。此时,统战部、工商联作为政府与企业间关系的第三方组织,可为地方官员视察提供有关企业信息,为政府与企业间沟通提供协助,这在一定程度上表明“第三方协助沟通”对官员领导视察企业具有直接的影响。显然,“第三方协助沟通”对企业环境治理并无不存在直接的影响。鉴于此,从理论上讲,“第三方协助沟通”工具变量的选择是比较合理可取的,满足工具变量的外生性条件。

考虑到环境治理为连续变量,且样本值中存在诸多 0,在这里本文主要采用 IVtobit 模型。如表 5 所示,通过沃尔德(Wald)检验发现,拒绝官员视察外生性的原假设,在 5%置信水平上认为官员视察为内生变量。经过回归分析后发现,在第一阶段(first stage)中,“第三方协助沟通”与官员视察间呈显著负相关性,即统战部、工商联提供的协助沟通服务越好,官员领导越可能来企业视察,这与我们理论预期基本一致。而且,第一阶段估计中 F 统计量为 27.82,远大于临界值 10,这在一定程度上排除了弱工具变量的可能性。此外,通过弱工具变量检验后,所检验的统计值基本均在 1%置信水平上显著,则应该拒绝原假设“H0:内生变量与工具变量不相关”,接受备选假设“H1:内生变量与工具变量相关”,这说明本文采用的工具变量不是弱工具变量,如表 6 所示。在第二阶段(second stage)估计中,“第三方协助沟通”与企业环境治理间依然呈显著正相关,这与研究假设的预期一致,如表 5 所示。因此,本文的结论依然具有稳健性。

表 5 工具变量法

变量名称	(1)	(2)
	官员视察 第一阶段	环境治理 第二阶段
官员视察		4.919*** (3.627)

续表		
变量名称	(1) 官员视察 第一阶段	(2) 环境治理 第二阶段
第三方协助沟通	-0.135*** (-13.82)	
控制变量	YES	YES
地区哑变量	YES	YES
行业哑变量	YES	YES
_cons	1.155623 2.92	-3.528 (-0.485)
N	3708	3708
Wald chi2/F(d.f.)	27.82 (283679)	350.08 (28)
Prob>chi2/F	0.000	0.000
Adj-R ²	0.1684	
Wald test of exogeneity: chi2(1)= 5.47, Prob>chi2=0.0193		

表 6 弱工具变量检验结果

名称	统计量(P 值)	
AR	13.43***	p=0.0002
Wald	13.16***	p=0.0008

2) 样本自选择问题

在该部分,参考罗党论和应千伟(2012)采用 Heckman 模型的思路,本文在此基础上通过引入工具变量来进一步完善他们所运用的方法,并以此来处理样本内生性自选择偏误。一般而言,采用 Heckman 模型来解决模型可能存在的内生样本自选择问题,需要寻找一个合适的工具变量,但罗党论和应千伟(2012)的研究并没有引入工具变量,这为本文的后续操作提供了改进空间。为此,在第一阶段回归分析中,以官员视察(0-1)为被解释变量,以影响官员视察的工具变量和其他影响因素为解释变量,运用 probit 回归模型,由此计算得出逆米尔斯比率(IMR),然后将逆米尔斯比率作为控制变量纳入 Heckman 模型第二阶段回归分析中,由此再来观察主效应是否依然显著。

在第一阶段 probit 模型分析中,本文使用的工具变量依然为“第三方协助沟通”(见上文“工具变量法”)。此外,本文控制了可能影响官员视察的企业特征、企业主个人特质和地区经济发展等因素。第一阶段分析发现,“第三方协助沟通”服务越满意,企业越可能受到官员领导的视察。在第二阶段分析中,逆米

尔斯比率 (IMR) 的估计系数显著为负,且此时官员视察(0-1)的系数显著为正,如表 7 列(2)所示,这表明在考虑了样本自选择问题之后,官员视察对企业环境行为的正向影响关系依然稳健成立。

最后,本文参考罗党论和应千伟(2012)的做法,即不引入工具变量,如表 7 列(3)~(4)所示。第二阶段 tobit 回归结果显示,IMR 的系数通过显著性检验,且此时官员视察(0-1)的估计系数依然显著为正,如表 7 列(4)所示,这表明在考虑了样本自选择问题后,官员视察对企业环境治理行为的正向影响关系依然稳健成立。

表 7 样本自选择检验

变量名称	(1) 官员视察 probit	(2) 环境治理 tobit	(3) 官员视察 probit	(4) 环境治理 tobit
官员视察		1.568 *** (4.422)		1.715 *** (4.972)
第三方协助沟通	-0.387 *** (-12.457)			
政治联系	0.382 *** (6.488)		0.444 *** (7.710)	
控制变量	YES	YES	YES	YES
地区哑变量	YES	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES	YES
逆米尔斯比率 (IMR)		-3.126 *** (-3.434)		-6.706 *** (-4.530)
_cons	2.154 * (1.700)	0.278 (0.035)	0.697 (0.564)	1.599 (0.202)
sigma_cons		6.049 *** (18.144)		6.081 *** (18.294)
N	3838	3708	3877	3747
Log likelihood	-2077.2004	-5114.5762	-2184.2741	-5162.5794
Wald chi2/F(d.f.)	595.59 (29)	9.48 (293679)	492.72 (28)	9.60 (293718)
Prob>chi2/F	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.1564	0.0469	0.1232	0.0477

4 进一步分析

4.1 作用机制分析

通过前文分析可知,官员视察对企业环境治理投资具有显著的促进作用。

从上文两者间的理论分析来看,本文认为官员视察影响企业环境治理的作用机制在于增强环境规制压力感强度、提高正规融资便利性和获取市场发展机会,即官员视察通过增强环境规制压力 and 提升企业环境治理能力影响了企业环境治理行为。为此,借鉴温忠麟等(2005)的逐步分析法的检验程序,本文将从增强环境规制压力、提升正规融资便利性和获取市场机会三个方面来研究官员视察影响企业环境治理行为的中介路径,并且在模型(1)基础上还设计了如下模型:

$$\text{Mediator} = \rho_0 + \rho_1 \text{inspection} + \sum \rho_{\text{controlvariables}} + \varphi \quad (2)$$

$$\text{Eninvest} = \theta_0 + \theta_1 \text{Mediator} + \theta_2 \text{inspection} + \sum \theta_{\text{controlvariables}} + \sigma \quad (3)$$

其中,Mediator 为中介变量,主要包括增强环境规制压力、提升正规融资便利性和获取市场机会三个方面,以下是它们具体的度量方法。

一是,在环境规制压力方面。不同于已有研究从环境规制法律法规、排污治污量或治理力度,或者环境排污罚款等来衡量企业的环境规制力度,我们以企业主自我感知的环境保护压力作为替代变量,其所对应的2016年私营企业调查数据的题目为:下列因素对您的企业在环境保护方面有没有压力?其中包括“政府环境规制”“周边社区环保要求”两个选项,且有“压力很大、压力较大、一般、压力较小和没有压力”五个题目选项,分别将它们赋值为1至5,即数值越大,表明其所面临的压力感会越小。

二是,在提高正规融资便利性方面。当前诸多民营企业之所以缺乏环境治理的动力,其可能的重要原因在于较高的治污投入以及由此导致的企业现金流紧张。言外之意,充裕的资金流来源是企业进行环境治理的重要前提条件。为此,如何获取融资资源已成为激励民营企业积极参与环境治理中亟待解决的问题之一。在这里,我们将以企业获取融资贷款视角来考察企业资源获取效应,主要包括商业银行融资、小型金融机构融资两个方面,这分别对应的2016年私营企业调查数据的题目为:2015年底,您的企业资金接待状况?(1)国有和股份制商业银行贷款总额是多少万元?(2)小型金融机构(如村镇银行、小额贷款公司等)贷款总额是多少万元?并均以融资金额与企业营业收入比例(%)作为变量的度量方法。

三是,在获取市场机会方面。一般而言,企业所获取的市场机会往往以新增投资规模展现出来,在这里,我们以企业当年新增投资作为衡量企业市场机会的基础数据,其所对应的2016年民营企业调查问卷的题目为:2015年期间企业新增投资多少万元?我们以“新增投资规模与营业收入比值(%)”作为其替代变量。此外,企业市场机会的获取预示着企业成长发展,往往会导致企业扩大员工规模。囿于调研数据的题器和选项,我们还以企业当年新入职员工人数

(自然对数)来衡量企业市场成长机会,其所对应的题目为:2015 年企业的用工状况,全年新入职员工多少人?

4.1.1 环境规制压力的影响渠道

表 8 主要报告了环境规制压力影响渠道的实证分析结果。在中介机制分析中,我们发现,官员视察与企业环境治理投资间的显著正相关性,依然具有稳健性,这与前文结论相一致。在政府环境规制压力方面,官员视察与企业所感知的政府环境规制压力间呈显著负相关性,表明官员视察提高了企业所感知的政府环境规制压力感强度。此外,我们还发现,政府环境规制压力与企业环境治理间呈显著负相关性,即企业所面临的政府环境规制压力感越大,企业越可能增加在环境治理方面的投入。由此,我们认为,政府环境规制压力是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子。在社区环境规制压力方面,我们同样发现,社区环境规制压力是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子。上述结果如表 8 列(1)~(4)所示。上述结论表明,官员视察通过增强企业所面临的来自政府和社区的环境规制压力感程度,进而迫使企业扩大在环境治理方面的投入强度,即环境规制压力(政府、社区)是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子,经验证据支持了在环境治理中官员视察所展现出规制政策的环保压力效应。

表 8 中介机制:环境规制压力的影响渠道

变量名称	(1) 政府规制压力 ologit	(2) 环境治理 tobit	(3) 社区规制压力 ologit	(4) 环境治理 tobit
官员视察	-0.333 *** (-4.880)	1.724 *** (5.002)	-0.241 *** (-3.470)	1.791 *** (5.228)
政府规制压力		-1.408 *** (-10.894)		
社区规制压力				-1.329 *** (-9.568)
控制变量	YES	YES	YES	YES
地区哑变量	YES	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES	YES
_cons		-2.980 (-0.382)		-2.139 (-0.284)
cut_cons	省略		省略	
sigma_cons		5.932 *** (17.963)		5.922 *** (17.964)
N	3786	3672	3767	3656

续表				
变量名称	(1) 政府规制压力 ologit	(2) 环境治理 tobit	(3) 社区规制压力 ologit	(4) 环境治理 tobit
Log likelihood	-5392. 2409	-4966. 1241	-5116. 7903	-4948. 2056
Wald chi2/ <i>F</i> (<i>d.f.</i>)	282. 15 (28)	10. 82 (293643)	206. 07 (28)	10. 43 (293627)
Prob>chi2/ <i>F</i>	0. 000	0. 000	0. 000	0. 000
Pseudo <i>R</i> ²	0. 0262	0. 0646	0. 0204	0. 0614

4.1.2 政府政策(金融)支持的影响渠道

表 9 主要报告了提高正规融资便利性影响渠道的实证分析结果。在大型商业银行融资贷款方面,官员视察与企业获得大银行贷款规模间呈显著正相关性,表明官员视察提高了企业获取大型商业银行贷款融资的能力。此外,我们还发现,大型商业银行融资贷款与企业环境治理间呈显著正相关性,即所获取来自大型商业银行的贷款规模越大,企业发生现金流缺口的可能性越小,融资约束程度越低,企业越可能或越有能力增加在环境治理方面的投入。由此,我们认为,大型商业银行贷款是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子。此外,在村镇(小)银行融资贷款方面,我们同样发现,小银行贷款亦是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子。上述结果如表 9 列(1)~(4)所示。上述结论表明,官员视察通过增强企业在大型商业银行、小型村镇银行获取贷款融资的能力或享受金融优惠政策便利性,使得企业拥有充裕的现金流,以避免增加环境治理投入所带来的财务风险,进而激励企业扩大在环境治理方面的投入。因此,我们认为,银行融资贷款(融资能力或金融优惠政策)是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子,经验证据支持了在环境治理中官员视察所展现出规制政策的环保治理激励效应。

表 9 中介机制:提高正规融资便利性的影响渠道

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	大银行贷款	环境治理	小银行贷款	环境治理
	tobit	tobit	tobit	tobit
官员视察	54. 055 *** (6. 772)	1. 596 *** (4. 568)	25. 287 *** (3. 928)	1. 978 *** (5. 041)
大银行贷款		0. 009 *** (4. 304)		
小银行贷款				0. 036 *** (3. 194)
控制变量	YES	YES	YES	YES

续表				
变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	大银行贷款 tobit	环境治理 tobit	小银行贷款 tobit	环境治理 tobit
地区哑变量	YES	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES	YES
_cons	208.740 (1.250)	-0.986 (-0.127)	-38.878 (-0.269)	-6.920 (-0.777)
sigma_cons	149.605 *** (20.677)	6.035 *** (17.847)	83.601 *** (18.385)	6.383 *** (17.081)
N	3622	3521	3299	3216
Log likelihood	-11276.71	-4911.652	-2561.7924	-4372.3644
F(d.f.)	13.07 (283594)	9.18 (293492)	4.66 (283271)	8.69 (293187)
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.0276	0.0480	0.0263	0.0486

4.1.3 企业发展机会的影响渠道

表 10 主要报告了获取市场机会影响渠道的实证分析结果。在以新增投资作为市场机会替代变量时,官员视察与企业新增投资规模间呈显著正相关性,表明官员视察提高了企业组织合法性,有助于企业获取更多的市场投资机会,即扩大了新增投资规模。此外,我们还发现,新增投资与企业环境治理间呈显著正相关性,即新增投资规模越大,这预示着企业具有良好的成长发展前景,降低企业在环境治理中面临发展停滞的担忧,且更加关注履行企业社会责任,此类企业越可能增加在环境治理方面的投入。此外,在以新入职员工人数作为市场机会替代变量时,企业发展机会的中介效应同样存在。由此,我们认为,获取市场机会是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子,如表 10 列(1)~(4)所示。上述结论表明,官员视察通过增加企业获取市场发展的机会,使得民营企业在进行环境治理过程中具备成长发展能力,降低民营企业所面临的生存风险预期,进而激励企业扩大在环境治理方面的投入。因此,我们认为,获取市场发展机会是官员视察影响企业环境治理投资的中介因子,经验证据支持了在环境治理中官员视察所展现出规制政策的激励效应。

表 10 中介机制:获取市场机会的影响渠道

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	新增投资 tobit	环境治理 tobit	新入职员工数 tobit	环境治理 tobit
官员视察	0.284 *** (5.223)	1.799 *** (5.058)	0.586 *** (6.768)	1.825 *** (5.189)

续表			
变量名称	(1) 新增投资 tobit	(2) 环境治理 tobit	(3) 新入职员工数 tobit
新增投资		1. 027 *** (4. 246)	
新入职员工数			0. 509 *** (4. 893)
控制变量	YES	YES	YES
地区哑变量	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES
_cons	1. 856 * (1. 654)	-5. 854 (-0. 734)	-0. 293 (-0. 146)
sigma_cons	1. 131 *** (19. 934)	6. 013 *** (17. 797)	1. 979 *** (58. 349)
N	3613	3520	3743
Log likelihood	-3950. 0867	-4884. 8881	-5191. 9783
F(d.f.)	6. 56 (283585)	9. 53 (293491)	77. 89 (283715)
Prob>F	0. 000	0. 000	0. 000
Pseudo R ²	0. 0398	0. 0488	0. 1457

4.2 不同异质性因素的调节效应影响

表 11 主要报告了不同异质性因素的调节效应的实证分析结果。

表 11 不同异质性因素的调节效应

变量名称	(1) 环境治理 tobit	(2) 环境治理 tobit	(3) 环境治理 tobit
官员视察	1. 960 *** (5. 577)	2. 033 *** (5. 093)	1. 706 *** (4. 919)
官员视察×市场化进程	-0. 309 * (-1. 746)		
市场化进程	0. 193 (1. 382)		
官员视察×融资约束		-0. 270 * (-1. 717)	
融资约束		0. 306 *** (4. 299)	

续表

变量名称	(1) 环境治理 tobit	(2) 环境治理 tobit	(3) 环境治理 tobit
官员视察 * 环保盈亏压力			0.626 ** (2.261)
环保盈亏压力			-1.546 *** (-10.922)
控制变量	YES	YES	YES
地区哑变量	YES	YES	YES
行业哑变量	YES	YES	YES
_cons	3.544 (0.381)	-6.811 (-0.794)	-6.173 (-0.802)
sigma_cons	6.104 *** (18.208)	6.434 *** (17.488)	5.886 *** (17.910)
N	3747	3255	3636
Log likelihood	-5171.8497	-4413.9875	-4916.3593
F(d.f.)	9.42 (303717)	8.70 (303225)	10.07 (303606)
Prob>F	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.0460	0.0477	0.0655

在地区市场化进程方面,本文采用王小鲁等(2016)编制的中国各省(直辖市、自治区)域间市场化总指数作为数据基础,来衡量企业所在地区的市场化进程。实证分析发现,官员视察和市场化进程交叉项与企业环境治理间显著负相关,这表明企业所在地区的市场化程度越高,官员视察对企业环境治理的正向影响越弱,即地区市场化进程抑制了官员视察在企业环境治理中的正向影响。这表明,随着地区市场化进程的推进,政府在经济资源配置中的支配地位逐渐被削弱,社会各项资源的配置更趋市场化,信息不对称问题得到缓解,且企业环境行为更容易受到市场的关注和监督,此时官员视察在企业环境治理中的环保压力和环保治理激励效应逐渐减弱。

在企业融资约束方面,借鉴 Fazzari et al. (1988)以股利支付来度量企业融资约束的方法,本文结合调查数据的变量题目设计,以企业向投资人进行分红的规模来衡量企业的融资约束状况,其所对应 2016 年民营企业调查问卷的题目为:2015 年期间您企业净利润中用于出资人分红有多少万元?我们以“分红规模的自然对数”作为其替代变量,即数值越大,则表明企业所面临的融资约束程度越低。实证分析发现,官员视察和融资约束交叉项与企业环境治理间呈显著负向相关性,这表明企业所面临的融资约束程度越高,官员视察对企业环境

治理的促进作用越强。这表明,融资约束强度越大,意味着企业难以获取足够的资金来满足其正常的成长发展,而当企业得到政府官员青睐并走访视察时,官员视察不仅有助于企业建立政治联系,以便获取企业发展资源,而且还可以缓解与外部投资者间的信息不对称问题。因此,当面临严重的融资约束困境时,官员视察在企业环境治理中的积极作用得到强化,且此时官员视察所表现出来更多的是一种资源效应。

在企业环保盈亏压力方面,本文的“环境盈亏压力”主要是指企业环保投入所带来的财务盈亏压力状况,根据调查数据的变量题目设计,其所对应2016年民营企业调查问卷的题器为:下列因素对您的企业在环境保护方面有没有压力?其中有题目选择“环保投入的财务盈亏状况”,有选项“压力很大、压力较大、一般、压力较小和没有压力”五个程度型指标,依次赋值为1到5,即数值越大,则表明企业所面临的环保盈亏压力越小。实证分析发现,官员视察和环保盈亏压力交叉项与企业环境治理显著正相关,并在5%置信水平上通过显著性检验,这表明当企业环保投入所带来的财务盈亏压力越小时,官员视察在环境治理中的正向作用得到强化,这意味着在环保盈亏压力较小时,官员视察在企业环境治理中能起到一种“锦上添花”的作用。

5 研究结论与启示

在新一轮环保“风暴”开展下,加强地方的环境治理已成为不可逆转之势。作为地方环境政策的制定者和执行者,政府官员及其个人特征在地方环境治理中的影响或所扮演的角色已逐渐引起学界的关注。其中,为把脉地方经济 and 了解政策执行情况,赴基层企业走访视察已成为官员履行行政职能、参与经济决策的一种常态,也逐渐引起企业的重视。一般而言,官员赴基层企业视察具有丰富的政策含义和经济意义,往往会对微观企业战略产生多方面的影响。那么,官员赴基层企业视察是否对企业环境治理行为产生影响呢?

鉴于此,利用2016年第12次中国私营企业调查数据(CPES),本文实证分析了官员视察对企业环境治理的影响。研究发现,官员视察促进了企业在环境治理方面的投资力度。此外,作用机制研究也发现,官员视察通过增强企业的环境规制压力和治理能力双重路径影响了企业环境治理表现,主要表现为增强企业环境规制压力感强度、提高正规融资便利性和获取市场发展机会。进一步分析发现,地区市场化程度越低、企业融资约束程度越大、企业面临的环境盈亏压力越小,官员视察对企业环境治理的促进作用会越强。

本文结论的政策启示是比较明显的,官员视察具有明显的环境政策效应,官员的基层走访视察所带来的威慑力和合法性,通过提升企业环境治理的压力

感和环境治理能力促进了民营企业的环境治理投入,且这种影响还受到地区市场化程度和企业资源禀赋状况的影响。由此,我们得出如下政策启示:(1)在环境治理过程中,不仅需要执行较为严格的环境规制政策,而且还应着眼于民营企业的资源禀赋状况,继续推进市场化改革,为其环境治理提供良好的政策环境,使其具备进行环境治理的能力。否则,在针对合法性不足的民营企业群体时,单一严格的环境规制政策可能会背离经济政策制定的初衷,即虽然排污、污染问题得到明显的缓解,但也同时会发生企业倒闭、转型失败等经济问题。(2)在有限资源的约束下,新一轮环境治理“风暴”对企业原有的资源配置格局形成了外部冲击,即环境规制下民营企业尤其是中小民营企业在运用大量人力、物力和财力进行环境治理的同时,还面临融资难、税费负担重等方面的政策瓶颈,使得企业在环境治理时捉襟见肘。为此,在激励民营企业环保过程中,虽然严格的环境规制政策必不可少,但同时我们还应重视民营企业参与环境治理的能力,实施有助于增强企业资源禀赋能力的政策方针,使得企业在大力进行环境治理时也能健康、有力地前进。

参考文献

- 陈光金,吕鹏,林泽炎,等. 2018. 中国私营企业调查 25 周年:现状与展望[J]. 南开管理评论, 21(6): 17-27.
- Chen G J, Lyv P, Lin Z Y, et al. 2018. The 25 years of Chinese private enterprise survey: Points and prospects[J]. *Nankai Business Review*, 21(6): 17-27. (in Chinese)
- 崔广慧,姜英兵. 2019. 环境规制对企业环境治理行为的影响——基于新《环保法》的准自然实验[J]. 经济管理, 41(10): 54-72.
- Cui G H, Jiang Y B. 2019. The influence of environmental regulation on the behavior of enterprise environmental governance: Based on a quasi-natural experiment of new environmental protection law[J]. *Economic Management Journal*, 41(10): 54-72. (in Chinese)
- 戴亦一,洪群,潘越. 2015. 官员视察、媒体关注与政府补助——来自中国上市公司的经验证据[J]. 经济管理, 37(7): 13-25.
- Dai Y Y, Hong Q, Pan Y. 2015. Official inspection, media coverage and government subsidies: Empirical evidence from Chinese listed companies [J]. *Economic Management Journal*, 37(7): 13-25. (in Chinese)
- 韩超,刘鑫颖,王海. 2016. 规制官员激励与行为偏好——独立性缺失下环境规制失效新解[J]. 管理世界, (2): 82-94.
- Han C, Liu X Y, Wang H. 2016. Regulating officials incentive and behavior

- preference[J]. *Journal of Management World*, (2): 82-94. (in Chinese)
- 胡珺, 宋献中, 王红建. 2017. 非正式制度、家乡认同与企业环境治理[J]. 管理世界, (3): 76-94.
- Hu J, Song X Z, Wang H J. 2017. Informal institution, hometown identity and corporate environmental governance [J]. *Management World*, (3): 76-94. (in Chinese)
- 胡珺, 汤泰劼, 宋献中. 2019. 企业环境治理的驱动机制研究: 环保官员变更的视角[J]. 南开管理评论, 22(2): 89-103.
- Hu J, Tang T J, Song X Z. 2019. The driving force of corporate environment governance: Evidence from environmental protection department director's turnover perspective[J]. *Nankai Business Review*, 22(2): 89-103. (in Chinese)
- 黄寿峰. 2017. 财政分权对中国雾霾影响的研究[J]. 世界经济, 40(2): 127-152.
- Huang S F. 2017. A Study of impacts of fiscal decentralization on smog pollution [J]. *Journal of World Economy*, 40(2): 127-152. (in Chinese)
- 金刚, 沈坤荣. 2019. 地方官员晋升激励与河长制演进: 基于官员年龄的视角[J]. 财贸经济, 40(4): 20-34.
- Jin G, Shen K R. 2019. Political incentives for local officials and the diffusion of river chief system: From the perspective of officials' age [J]. *Finance & Trade Economics*, 40(4): 20-34. (in Chinese)
- 黎文靖, 郑曼妮. 2016. 空气污染的治理机制及其作用效果——来自地级市的经验数据[J]. 中国工业经济, (4): 93-109.
- Li W J, Zheng M N. 2016. Governance mechanism of air pollution and its effects—Evidence from Chinese prefecture-level cities[J]. *China Industrial Economy*, (4): 93-109. (in Chinese)
- 李晓翔, 刘春林. 2018. 为何要与国有企业合作创新? ——基于民营中小企业资源匮乏视角[J]. 经济管理, 40(2): 21-36.
- Li X X, Liu C L. 2018. Why cooperative innovate with state-owned enterprises? From the perspective of private-owned SMEs' resource shortage [J]. *Economic Management Journal*, 40(2): 21-36. (in Chinese)
- 李永友, 沈坤荣. 2008. 辖区间竞争、策略性财政政策与 FDI 增长绩效的区域特征[J]. 经济研究, 43(5): 58-69.
- Li Y Y, Shen K R. 2008. Competition among jurisdictions, strategical fiscal policies, and regional characteristics of FDI's growth achievements [J]. *Economic Research Journal*, 43(5): 58-69. (in Chinese)
- 刘毅. 2007. 刍论中国古代舆情收集制度[J]. 天津大学学报(社会科学版), 9(5): 424-427.

- Liu Y. 2007. Public sentiment collection system of ancient China[J]. *Journal of Tianjin University (Social Sciences)*, 9(5): 424-427. (in Chinese)
- 刘玉海, 赵鹏. 2018. 地方官员治理与城市绿色增长[J]. *经济学报*, 5(4): 45-78.
- Liu Y H, Zhao P. 2018. The impact of local official governance on urban green growth[J]. *China Journal of Economics*, 5(4): 45-78. (in Chinese)
- 罗党论, 应千伟. 2012. 政企关系、官员视察与企业绩效——来自中国制造业上市企业的经验证据[J]. *南开管理评论*, 15(5): 74-83.
- Luo D L, Ying Q W. 2012. Political connection, official inspection and firm performance: The empirical evidences come from Chinese manufacturing listed companies[J]. *Nankai Business Review*, 15(5): 74-83. (in Chinese)
- 罗党论, 李晓霞. 2014. 官员视察与企业联盟——基于中国制造业上市公司的经验证据[J]. *会计与经济研究*, 28(3): 3-20.
- Luo D L, Li X X. 2014. Government officials' inspections and enterprise alliance: Empirical evidence from listed manufacturing enterprises in China[J]. *Accounting and Economics Research*, 28(3): 3-20. (in Chinese)
- 潘越, 宁博, 肖金利. 2015. 地方政治权力转移与政企关系重建——来自地方官员更替与高管变更的证据[J]. *中国工业经济*, (6): 135-147.
- Pan Y, Ning B, Xiao J L. 2015. Local political power transition and reconstruction of government-business relations—Evidence from local officials' turnover and executives' changes[J]. *China Industrial Economics*, (6): 135-147. (in Chinese)
- 潘越, 陈秋平, 戴亦一. 2017. 绿色绩效考核与区域环境治理——来自官员更替的证据[J]. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, (1): 23-32.
- Pan Y, Chen Q P, Dai Y Y. 2017. Environmental assessment and local environmental management: Evidence from the replacements of the municipal party secretaries[J]. *Journal of Xiamen University (Arts and Social Sciences)*, (1): 23-32. (in Chinese)
- 邱穆青, 白云霞. 2019. 官员访问与企业投融资期限错配[J]. *财经研究*, 45(10): 138-152.
- Qiu M Q, Bai Y X. 2019. Official visits and investment and financing term mismatch of enterprises[J]. *Journal of Finance and Economics*, 45(10): 138-152. (in Chinese)
- 沈洪涛, 周艳坤. 2017. 环境执法监督与企业环境绩效: 来自环保约谈的准自然实验证据[J]. *南开管理评论*, 20(6): 73-82.
- Shen H T, Zhou Y K. 2017. Supervision of environmental policy enforcement and firm environmental performance: Evidence from a quasi-natural experiment[J]. *Nankai Business Review*, 20(6): 73-82. (in Chinese)

- 孙伟增, 罗党论, 郑思齐, 等. 2014. 环保考核、地方官员晋升与环境治理——基于2004—2009年中国86个重点城市的经验证据[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 29(4): 49-62.
- Sun W Z, Luo D L, Zheng S Q, et al. 2014. Environmental assessment, local official promotion and environmental management—Empirical evidence from 86 main cities of China (2004—2009)[J]. *Journal of Tsinghua University (Philosophy and Social Sciences)*, 29(4): 49-62. (in Chinese)
- 王红建, 汤泰劼, 宋献中. 2017. 谁驱动了企业环境治理: 官员任期考核还是五年规划目标考核[J]. 财贸经济, 38(11): 147-160.
- Wang H J, Tang T J, Song X Z. 2017. Who drives enterprise environmental governance: Officials' tenure evaluation or "Five-Year Plan" target assessment? [J]. *Finance and Trade Economics*, 38(11): 147-160. (in Chinese)
- 王小鲁, 余静文, 樊纲. 2016. 中国市场化八年进程报告[J]. 财经, (11).
- Wang X L, Yu J W, Fan G. 2016. Report on the eight-year process of marketization in China[J]. *Caijing*, (11). (in Chinese)
- 卫武. 2006. 中国环境下企业政治资源、政治策略和政治绩效及其关系研究[J]. 管理世界, (2): 95-109.
- Wei W. 2006. A study of enterprises' political resources, political strategy, political performance and the relations between them under China's circumstances [J]. *Journal of Management World*, (2): 95-109. (in Chinese)
- 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 2005. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报, 37(2): 268-274.
- Wen Z L, Hsu K T, Chang L. 2005. A comparison of moderator and mediator and their applications[J]. *Acta Psychologica Sinica*, 37(2): 268-274. (in Chinese)
- 臧传琴, 初帅. 2016. 地方官员特征、官员交流与环境治理——基于2003—2013年中国25个省级单位的经验证据[J]. 财经论丛(浙江财经学院学报), (11): 105-112.
- Zang C Q, Chu S. 2016. Local officials' characteristics, exchange and environmental management—Empirical evidence from 25 provincial units of China in 2003—2013 [J]. *Collected Essays on Finance and Economics*, (11): 105-112. (in Chinese)
- 张楠, 卢洪友. 2016. 官员垂直交流与环境治理——来自中国109个城市市委书记(市长)的经验证据[J]. 公共管理学报, 13(1): 31-43.
- Zhang N, Lu H Y. 2016. Capital officials communication and environment governance—Empirical evidence from Chinese party secretaries and mayors in 109 cities[J]. *Journal of Public Management*, 13(1): 31-43. (in Chinese)
- 赵晶, 孟维炬. 2016. 官员视察对企业创新的影响——基于组织合法性的实证分析[J]. 中国工业经济, (9): 109-126.

- Zhao J, Meng W X. 2016. Impact of official inspection on enterprises' innovation—An empirical study based on organizational legitimacy [J]. *China Industrial Economics*, (9): 109-126. (in Chinese)
- 赵阳, 沈洪涛, 周艳坤. 2019. 环境信息不对称、机构投资者实地调研与企业环境治理[J]. *统计研究*, 36(7): 104-118.
- Zhao Y, Shen H T, Zhou Y K. 2019. Environmental information asymmetry, institutional investors' corporate site visits and corporate environmental governance [J]. *Statistical Research*, 36(7): 104-118. (in Chinese)
- 郑石明. 2016. 政治周期、五年规划与环境污染——以工业二氧化硫排放为例[J]. *政治学研究*, (2): 80-94.
- Zheng S M. 2016. Political cycle, five-year plan and environmental pollution—With empirical analysis of industrial sulfur dioxide emissions [J]. *CASS Journal of Political Science*, (2): 80-94. (in Chinese)
- 周黎安. 2007. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. *经济研究*, 42(7): 36-50.
- Zhou L A. 2007. Governing China's local officials: An analysis of promotion tournament model[J]. *Economic Research Journal*, 42(7): 36-50. (in Chinese)
- Cole M A, Elliott R J R. 2003. Determining the trade-environment composition effect: The role of capital, labor and environmental regulations [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 46(3): 363-383.
- Deng H H, Zheng X Y, Huang N, et al. 2012. Strategic interaction in spending on environmental protection: Spatial evidence from Chinese cities[J]. *China & World Economy*, 20(5): 103-120.
- Fazzari S M, Hubbard R G, Petersen B C, et al. 1988. Financing constraints and corporate investment [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988(1): 141-206.
- Li H B, Zhou L A. 2005. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 89(9/10): 1743-1762.
- Palmer K, Oates W E, Portney P R. 1995. Tightening environmental standards: The benefit-cost or the no-cost paradigm? [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 119-132.
- Schuler D A, Shi W, Hoskisson R E. 2017. Windfalls of emperors' sojourns: Stock market reactions to Chinese firms hosting high-ranking government officials [J]. *Strategic Management Journal*, 38(8): 1668-1687.

A Study of the Environmental Governance Effects of Officials' Inspections: A Dual Mechanism Test of Pressure and Capacity

Hui Mao¹ Hongxing Zhou¹ Songqin Huang²

(1. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law;

2. School of Business, Anhui University)

Abstract In order to get a sense of the local economy and understand the implementation of policies, official visits and inspections in enterprises have become a norm for officials to perform administrative functions and participate in economic decision-making. Therefore, does official inspections affect corporate environmental governance behavior? Using the data from the 12th China Private Enterprise Survey (CPES) in 2016, this paper empirically analyzes the effect and mechanism of official inspections on the environmental governance of private enterprises. The study finds that official inspections have a significant role in promoting corporate environmental governance, increasing the level of investment in environmental governance of private enterprises, and after using a series of methods, the conclusions are still robust. In addition, the research on the mechanism finds that official inspections strengthen the pressure of corporate environmental regulations, improve the convenience of formal financing, and obtain market development opportunities to promote investment in corporate environmental governance. Further analysis finds that the lower the degree of regional marketization, the greater the degree of corporate financing constraints, and the lower the pressure on environmental profit and loss, the stronger the effect of official visits in promoting corporate environmental governance. The research not only enriches the related research on political connections and corporate environmental governance, but also elaborates the micro-mechanisms of official inspections that affect corporate environmental governance from the perspective of the “combination of blocking and plugging” policy, which have an important implications for the government to formulate environmental regulatory policies and encourage private firms to invest in environmental governance.

JEL Classification G32, G34, D23